

**ALGUNOS APUNTES SOBRE LOS
DETERMINANTES SOCIODEMOGRÁFICOS
DE LA MORTALIDAD INFANTIL EN
CATALUÑA (S.XVIII-XX)**

Joaquín Recaño
Angels Torrents

238

**ALGUNOS APUNTES SOBRE LOS
DETERMINANTES SOCIODEMOGRÁFICOS
DE LA MORTALIDAD INFANTIL EN
CATALUÑA (S.XVIII-XX)**

Joaquín Recaño
Angels Torrents

238

Aquesta comunicació es va presentar al “I Encuentro de Demografía
Histórica de la Europa Meridional”
Maó 8-10 de mayo de 2003

Centre d’Estudis Demogràfics

2004

ÍNDICE

Introducción.....	1
La evolución de la mortalidad en Sant Pere de Riudebitlles.....	2
Datos y métodos.....	5
Resultados.....	11
La mortalidad infantil en el seno de las familias.....	11
Un modelo explicativo de la mortalidad infantil.....	13
Conclusiones.....	21
Bibliografía.....	23

ÍNDICE DE CUADROS

1. Cocientes de mortalidad por edad y generación. Sexos reunidos 1700-1899.....	4
2. Características de la muestra empleada en el análisis estadístico.....	9
3. Indicadores familiares de la mortalidad infantil en Sant Pere de Riudebitlles (1701-1935).....	11
4. Mortalidad infantil según diferentes características individuales i familiares...	15
5. Regresión logística de la mortalidad infantil i posinfantil. Sant Pere de Riudebitlles (1701-1935). Modelo I (Modelo saturado según diferentes edades)	16
6. Regresión logística de la mortalidad infantil (0-4 años). Sant Pere de Riudebitlles (1701-1935). Modelo II (Según diferentes períodos temporales)....	19
7. Regresión logística de la mortalidad infantil (0-4 años). Sant Pere de Riudebitlles (1701-1935). Modelo III (Según categorías profesionales).....	21

INDICE DE GRÁFICOS

1. Cocientes de mortalidad infantil y juvenil. St Pere de Riudebitlles (1701-1935)...4
2. Dimensión familiar de los cocientes de mortalidad infantil
en Sant Pere de Riudebitlles (1751-1935)..... 12
3. Intensidad y heterogeneidad de la mortalidad infantil en
en Sant Pere de Riudebitlles (1741-1935)..... 13

Algunos apuntes sobre los determinantes sociodemográficos de la mortalidad infantil en Cataluña (s. XVIII-XX)¹

Introducción

Los estudios sobre la mortalidad en España han conocido en las últimas décadas un gran impulso desde los trabajos pioneros de Ricardo Revenga (1904), Marcelino Pascua (1934), Antonio Arbelo Curbelo (1962) y Jordi Nadal (1992). Actualmente conocemos aspectos muy variados de la mortalidad: la cronología e intensidad de las crisis (Pérez Moreda, 1980; Bernat Martí y Bádenes, 1988), la evolución, los determinantes sanitarios y económicos de las causas de defunción a nivel agregado (Bernabeu Mestre y López Piñero, 1987; Reher y Sanz Gimeno, 2000), a todos ellos hay que sumar una dimensión territorial que nos permite obtener un perfil geográfico bastante fiel de ésta a través de trabajos de carácter general (Dopico, 1985; Dopico y Reher, 1998; Gómez Redondo, 1992; Sanz Gimeno y Ramiro Fariñas, 1995) y una numerosa bibliografía de carácter local y regional que excede los objetivos de este trabajo. Persisten, no obstante, grandes interrogantes sobre los factores que explican la diversidad territorial de la mortalidad infantil en la Península Ibérica y sus ritmos de reducción. La investigación desarrollada en la última década a nivel internacional (Reid, 2001 y 2002; Van Poppel, 2000) y algunos trabajos españoles de ámbito regional centrados en la Comunidad de Madrid (Sanz Gimeno, 1997; Reher y González Quiñones, 2003) han puesto de relieve la necesidad de profundizar en los modelos explicativos de las diferencias de mortalidad infantil de manera similar a la investigación desarrollada en trabajos de demografía contemporánea (Masuy-Stroobant, 1983; Ware, 1984; Hobcraft y otros, 1984 y 1985; Das Gupta, 1990 y 1997; Curtis y otros, 1993; Sear y otros, 2002;). Entre los aspectos de carácter explicativo que se han destacado con un mayor énfasis podemos citar tres:

- a) la consideración de determinantes individuales a partir de características de los nacidos como el sexo, el peso y la talla, el mes de nacimiento y el intervalo intergenésico.

¹ Este trabajo se inscribe en el marco del Proyecto BS02000-0477: *Población y migraciones en Cataluña. Estudio territorial, histórico y prospectivo*, financiado por el Ministerio de Ciencia y Tecnología. Programa Nacional de Promoción General del Conocimiento. Plan Nacional I+D+I 2000-2003

- b) la inclusión de variables sociales y económicas de carácter familiar como el nivel educativo de la madre y la profesión de los padres; y
- c) a nivel general, la consideración de la familia como el ámbito más acertado de análisis, introduciendo elementos explicativos como la supervivencia de los padres y la mortalidad de los hermanos, en lo que algunos autores denominan *cluster death* (Das Gupta, 1990; Campbell y Lee, 1996).

Esta renovación de la temática se ha llevado a cabo a partir de métodos de análisis estadísticos multivariantes, entre los que destacan los métodos de regresión logística. El trabajo que desarrollamos aquí, cuyo objetivo es el análisis de los determinantes sociodemográficos de la mortalidad infantil (durante los primeros cinco años de vida) en una localidad catalana, St. Pere de Riudebitlles, municipio rural del área vinícola del Penedès con fuerte implantación de la industria papelera en el período 1701-1935, pretende aplicar algunas de las líneas de interés mencionadas anteriormente. En esta comunicación se presenta unos primeros resultados que serán ampliados en un futuro tanto a nivel territorial como a nivel de las fuentes y variables empleadas.

Varios son los aspectos innovadores que aporta esta comunicación con relación a la bibliografía disponible en el ámbito español: a) el primero, es un aprovechamiento de la información obtenida a partir de la reconstrucción de familias, representado ésta una fuente inigualable para el seguimiento de la mortalidad infantil desde una perspectiva biográfica y familiar; b) el segundo es el análisis de la transición de la mortalidad infantil desde la perspectiva de la familia; y c) el tercero, es la aplicación de modelos estadísticos multivariantes que evalúan la contribución de diferentes factores explicativos individuales y familiares de la mortalidad infantil.

La evolución de la mortalidad en Sant Pere de Riudebitlles

Antes de describir las fuentes y métodos y presentar los resultados preliminares de nuestro trabajo, vamos a realizar una breve descripción de la evolución de la mortalidad general e infantil en el municipio de Sant Pere de Riudebitlles.

A principios del siglo XVIII y coincidiendo con la Guerra de Sucesión (1702-1714) se producen en los años 1706 y 1707 las peores crisis de mortalidad del período estudiado. Las primeras crisis de mortalidad de la dura posguerra se pueden datar en 1718, 1725 y

1728. Son también años duros en otras partes de Cataluña y Europa. El fantasma de la crisis de mortalidad aparece de nuevo a finales de la década de 1730. A partir de la década siguiente el número de difuntos adultos empieza a disminuir, tomando los párvulos la delantera por el aumento de población y el número de nacimientos igualmente en fase ascendente.

En el año 1782 las partidas de defunción registran por vez primera la viruela como causa de muerte. La última crisis de mortalidad de cierta gravedad durante siglo XVIII se registró en 1787, aunque las defunciones de párvulos se mantuvieron elevadas en el quinquenio 1792-1796.

A inicios del siglo XIX se encuentran los peores años del ochocientos, 1809 y 1812, con una gran elevación de las defunciones, a causa de la guerra y de enfermedades no totalmente definidas. Las defunciones vuelven a elevarse en los años finales y los posteriores a la Primera Guerra Carlista. A partir de la segunda mitad del siglo XIX empieza la tendencia descendente de la mortalidad que ya será irreversible. En el siglo XX se producirá la última crisis a causa de la pandemia de gripe de 1918.

¿Qué paso con la mortalidad infantil durante el período descrito?

A lo largo del siglo XVIII se observa una elevación de la mortalidad entre los 0 y los 5 años perceptible en la primera mitad de siglo y continuada en la segunda, donde alcanza máximos históricos. Durante los siglos XVIII y XIX la mortalidad de la infancia entre 1 y 4 años muestra con claridad el “perfil mediterráneo”, es decir, el riesgo de morir es muy superior en el grupo de edad de 1 a 4 años.

La mortalidad del primer mes de vida eliminaba entre el 5 y el 7 por ciento de los recién nacidos, mientras la mortalidad exógena representaba entre un 7 y un 10 por ciento de los niños y niñas de entre un mes y un año. Este tipo de mortalidad representa, según algunos autores un índice de el estado higiénico-sanitario de la población agravado al ser una localidad de clima mediterráneo. Además en una sociedad dónde se practicaba la lactancia hasta casi los dos años, la progresiva introducción de nuevos alimentos para completar la lactancia eran un peligro para la salud de los pequeños al no estar preparados con los debidos cuidados higiénicos para eliminar la fauna microbiana,

principalmente si el cambio de alimentación se realizaba en los meses de verano, cuando eran más importantes los trabajos agrícolas. La estacionalidad de las defunciones de párvulos en el siglo XIX muestran hasta 1880 puntas en los meses de julio y agosto los más calurosos del año.

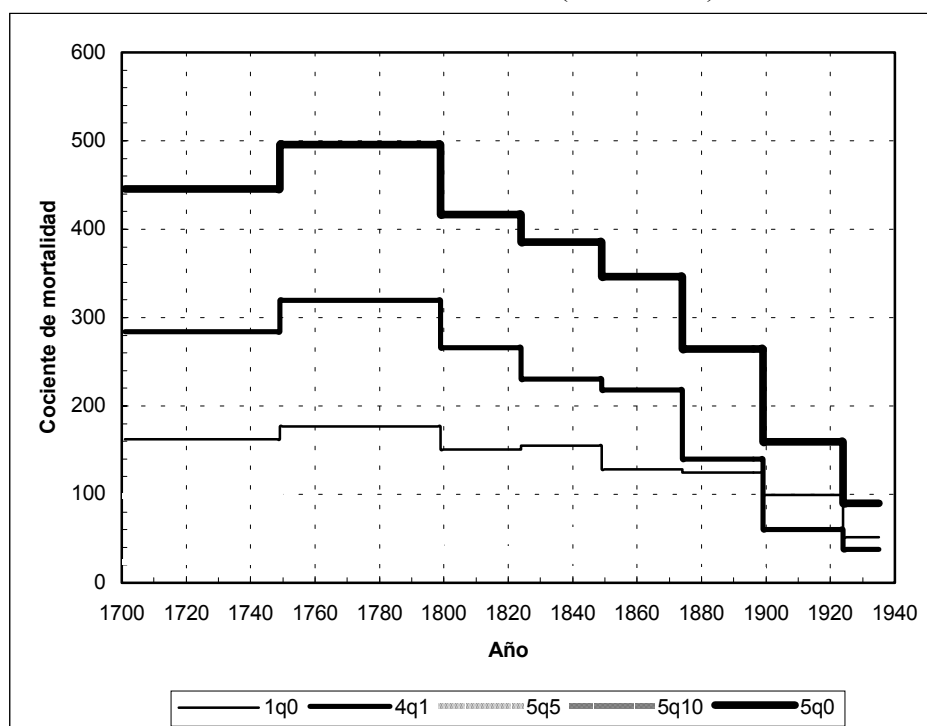
El descenso claro y sin retorno de la mortalidad entre 1 y 4 años se inicia a principios del siglo XIX, seguida a mitad del mismo siglo por la mortalidad infantil como puede observarse en el cuadro 1.

Cuadro 1. Cocientes de mortalidad por edad y generación. Sexos reunidos 1700-1899.

Periodos	Menos de 1 año	De 1 a 4 años	De 5 a 9 años	De 10 a 14 años
1700-1749	162,0	283,8	98,9	22,9
1750-1799	176,5	319,4	55,5	24,9
1800-1824	150,9	265,6	37,0	37,5
1825-1849	154,8	230,6	59,7	16,1
1850-1874	128,3	217,9	28,0	12,7
1875-1899	124,7	140,0	11,8	14,8

Fuente: (Torrents, 1993; p. 160).

Gráfico 1: Cocientes de mortalidad infantil y juvenil.
Sant Pere de Riudebitlles (1701-1935).



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de (Torrents, 1993).

La tabla anterior está confeccionada con las defunciones de menores de 15 años. Los resultados muestran unos cocientes de mortalidad muy elevados en el siglo XVIII principalmente en la segunda mitad, que van descendiendo a medida que avanza el siglo XIX. A lo largo del setecientos se observa una elevación de la mortalidad infantil y posinfantil, notable en la primera mitad y muy elevada en la segunda, llegando aquí a su máximo histórico. Durante los siglos XVIII y XIX la mortalidad posinfantil muestra de nuevo con claridad el perfil mediterráneo, es decir, que el riesgo de morir es superior en el grupo de 1 a 4 años que en el grupo de 0 a 1 año. Al entrar en el siglo XIX se inicia un descenso, perceptible en el grupo de 1 a 4 años que continuara a medida que avanza el ochocientos. El descenso será ya sin retorno (ver gráfico 1).

Datos y métodos

Los datos que han servido para la elaboración de esta comunicación proceden de la reconstrucción de familias elaborada por la Dra. Angels Torrents en el marco de su tesis doctoral (Torrents, 1993). De la citada reconstrucción, que comprendía el período 1608-1935, han sido utilizados los nacimientos correspondientes a las generaciones de 1701-1935: un total de 10.762 nacimientos, de los cuales un 27,8% corresponden al siglo XVIII, un 60,4% al siglo XIX y un 11,8% al siglo XX.

Hemos distinguido tres modelos de medición de la mortalidad infantil: un modelo que describe la mortalidad a lo largo del primer año de vida (${}_1q_0$), otro que analiza la mortalidad entre 1 y 5 años (${}_4q_1$) y un modelo general que agrupa los dos anteriores (${}_5q_0$).

En este trabajo, como ya se ha señalado, se abordan dos dimensiones diferentes de la mortalidad infantil: el cálculo de tasas de mortalidad infantil de dimensión familiar y la construcción de modelos explicativos de la mortalidad infantil a partir de variables individuales y familiares.

La reconstrucción de familias aporta una clara ventaja sobre los datos de carácter agregado de carácter local y regional al analizar la mortalidad infantil: permite elaborar tasas de dimensión familiar como un cociente de mortalidad de la unidad familiar. Sea la familia i , podemos estimar un cociente de mortalidad ${}_1q_{0,i}$ del tipo:

$${}_1q_{0,i} = (\text{Def. menores de un año de la familia } i / \text{Total de nacidos de la familia } i)$$

$${}_4q_{1,i} = (\text{Def. entre 1 y 4 años de la familia } i / \text{Niños supervivientes a los 0 años de la familia de la familia } i)$$

Se obtienen por lo tanto un número de cocientes de mortalidad similar al de familias reconstruidas. A partir de los cocientes familiares es posible elaborar diferentes estadísticos como la media, la mediana, la desviación estándar y el coeficiente de variación, que nos permiten obtener la variabilidad local interfamilias de la mortalidad infantil y su evolución en el tiempo.

El análisis de la mortalidad infantil a través de la reconstrucción de familias permite, también, un tratamiento estadístico mediante el uso de modelos de regresión logística en los que la variable explicada, la mortalidad infantil, es una variable dicotómica (0 ó 1), y el conjunto de población sometida a riesgo son los nacimientos registrados. Las variables explicativas son diferentes características de los padres (edad, alfabetización, profesión) y de la familia (estructura, tamaño, otras defunciones en el entorno familiar), con la ventaja de que su interacción con la variable explicada se mantiene durante el período observado (menores de 5 años).

Dado que nuestra variable dependiente es de carácter dicotómico (morir o sobrevivir a diferentes períodos temporales expresados por la edad) hemos utilizado como método de análisis la regresión logística (Hosmer y Lemeshow, 2000; Jovell, 1995). Los resultados son expresados como odds ratios (la exponencial de los coeficientes de regresión logística). Los odds ratios o riesgos relativos representan el cambio relativo en las odds para aquellos individuos en una categoría específica con respecto a aquéllos de la categoría omitida siendo controlados por el resto de variables del modelo. Es por ello un modelo de estandarización múltiple.

La regresión logística es una técnica de análisis multivariable que permite estimar la ocurrencia o no de un fenómeno a partir de una serie de variables explicativas que pueden ser continuas o categóricas². La variable explicada es una variable categórica,

² Los modelos que hemos construido se han calculado con el paquete estadístico SPSS v. 10.

dicotómica o politómica (ausencia o presencia de mortalidad entre los niños durante los cinco primeros años de vida). En el primer caso hablamos de modelos de regresión logística binaria. En el segundo caso se trata de modelos de regresión multinomial³. El modelo que aplicamos aquí es el de regresión logística binaria.

$$\text{Probabilidad (defunción infantil)} = e^z / (1 + e^z)$$

Donde Z es la combinación lineal de las variables independientes X_1 a X_n

$$Z = B_0 + B_1X_1 + B_2X_2 + \dots + B_nX_n$$

El modelo estima los coeficientes $B_0 \dots B_n$

Los valores que se presentan en los cuadros 5,6 y 7 son las odds-ratios:

$$\text{Odds ratio} = \text{Probabilidad (evento)} / \text{Probabilidad (no evento)} = (p / 1 - p)$$

Su interpretación es muy sencilla. En cada variable se elige una categoría de referencia que obtiene el valor 1. En el cuadro 4 la odds ratio de los nacidos en otoño en el modelo de explicación de la mortalidad infantil 0-5 años es 0,72****, la interpretación es la siguiente: los nacidos en otoño tienen una mortalidad que es el 72% de la mortalidad de los nacidos en invierno cuando se ha eliminado el efecto del resto de variables, midiendo, por lo tanto, el efecto neto de dicha categoría.

Las odds ratio pueden ser transformadas fácilmente en los coeficientes del modelo multivariable ya que éstas son la exp (b). Por lo tanto $\ln (\text{odds-ratio}) = b$.

El modelo que hemos construido se expresa de la siguiente forma:

$$Z = B_0 + B_1\text{Siglo} + B_2\text{Sexo} + B_3\text{Estnac} + B_4\text{Rango} + B_5\text{Catprof} \\ + B_6\text{Statumig} + B_7\text{Sitmadre} + B_8\text{CImort}$$

³ Una explicación detallada de este modelo puede encontrarse en el libro de Hosmer y Lemeshow (2000).

En el cuadro 2 se presenta la distribución de las variables de carácter individual y familiar que intervienen en el modelo como variables independientes.

El efecto de período es medido por el ***siglo de nacimiento***. Se han obviado los datos correspondientes al siglo XVII, que son de dudosa calidad. La categoría de referencia es el siglo XVIII. El siglo XIX es el período que concentra mayor número de nacimientos (un 60,4% del total). La segunda de las variables que intervienen es el ***sexo del nacido***. La tasa global de masculinidad es de 106,8, cifra que parece indicar un registro equilibrado por sexos. Los varones son la categoría de referencia.

La variable ***estación de nacimiento*** muestra el efecto de la estacionalidad sobre la mortalidad infantil. Se han considerado cuatro categorías correspondientes a períodos trimestrales que comienzan con el invierno (enero, febrero y marzo). La categoría de referencia es el invierno. La cuarta variable independiente del modelo es el ***orden o rango de nacimiento***, del que se han distinguido cuatro categorías (rango 1, 2, 3 y superior a 3). La categoría de referencia es el primer hijo.

Las cuatro variables independientes anteriores corresponden a características demográficas y temporales individuales del nacido.

La variable ***categoría socioprofesional del padre*** es la primera de las dos variables de carácter social de naturaleza familiar que se han elaborado. En el municipio de Sant Pere de Riudebitlles existían dos actividades económicas predominantes: las agrarias dedicadas al cultivo de la viña y el cáñamo y de otros productos destinados al mercado local (cereales) y la fabricación de papel y elaboración de aguardiente. Los oficios relacionados con dichas actividades son los que más predominan, no obstante, se han diferenciados seis categorías que sintetizan el conjunto de la actividad económica: el payés, campesino catalán que tiene acceso a la tierra como pequeño propietario o arrendador de tierras (en sus diferentes formas de contrato), es la categoría más numerosa, representa el 42,6% de las profesiones de los padres de los nacidos; para diferenciar el acceso a la tierra se ha tenido en cuenta la categoría otros oficios del campo (7,2%), la segunda categoría en importancia es la de los oficios ligados a la fabricación de papel (22,6%). Artesanos y profesiones acomodadas (médicos, propietarios, abogados...etc.,) son otras de las categorías tenidas en cuenta.

Cuadro 2: Características de la muestra empleada en el análisis estadístico

Variable	Descripción de la variable	n	%
SIGLO	Período de observación		
	1701-1800	2.990	27,8
	1801-1900	6.503	60,4
	1901-1935	1.269	11,8
SEXO	Sexo del nacido		
	Hombres	5.540	51,5
	Mujeres	5.222	48,5
ESTNAC	Estación de nacimiento		
	Invierno	3.397	31,6
	Primavera	2.449	22,8
	Verano	2.155	20,0
	Otoño	2.761	25,7
RANGO	Orden de nacimiento		
	1	3.145	29,2
	2	2.052	19,1
	3	1.564	14,5
	Cuarto orden o superior	4.001	37,2
CATPROF	Categoría socioprofesional del padre		
	Payés	4.580	42,6
	Otros oficios del campo	772	7,2
	Fabricación de papel	2.430	22,6
	Artesanos	265	2,5
	Otro oficios y desconocidos	1.955	18,2
	Profesiones acomodadas	760	7,1
STATUMIG	Lugar de nacimiento de los padres		
	Los dos padres de SPR	2.955	27,5
	Padre o madre nacido en SPR	4.321	40,2
	Los dos padres nacidos fuera de SPR	3.486	32,4
SITMADRE	Madre viva o muerta antes que el niño cumpla 5 años		
	Madre viva a los 5 años	10.297	95,7
	Madre muerta a los 5 años	465	4,3
CLMORT	Otro fallecido en la familia menor de 5 años		
	Niños sin ningún hermano fallecido antes de los 5 años	4.452	41,4
	Niños con un hermano fallecido antes de los 5 años	5.175	48,1
	Hijos únicos	1.135	10,5
	TOTAL	10.762	

Fuente: Elaboración propia a partir de (Torrents, A. 1993)

Por último, la categoría otros oficios y desconocidos es un cajón de sastre que agrupa oficios de poca relevancia social o la de aquellos padres de los que se desconoce su actividad. Los efectos de las categorías socioprofesionales sobre la mortalidad plantean grandes problemas metodológicos cuando se analiza el conjunto de las biografías de los individuos (cambios de profesiones, etc). Sin embargo, la categoría socioprofesional del padre es una variable que permanece *constante* a lo largo del período de observación del nacido (los cinco primeros años de vida), pudiendo integrarse plenamente en el modelo de regresión logística.

Hemos introducido una segunda variable de carácter familiar que es un *proxy* de la intensidad de la red familiar en el municipio y de las posibles ayudas en caso de

cualquier dificultad familiar (muerte del padre o la madre). Se trata del ***status migratorio de los padres*** a partir del lugar de nacimiento de los padres. La hipótesis que planteamos es que los nacidos cuyos dos padres eran originarios de Sant Pere disponían de una red familiar más extensa, que podría ocuparse de ellos en caso de necesidad. Se distinguen tres categorías: los dos padres nacidos en SPR (categoría de referencia), padre o madre nacido en SPR y ninguno de los padres nacidos en SPR.

Quedan, por último, dos variables de carácter familiar que tienen una fuerte incidencia en la mortalidad, como se verá más adelante. La primera de ellas, ***la madre del nacido viva o muerta antes de que el niño cumpla 5 años***. Esta variable dicotómica es considerada un factor de relieve de la mortalidad infantil ya que es un indicativo de las condiciones sanitarias del niño a través de la salud de la madre (Reher y González Quiñones, 2003).

La segunda variable, ***un hermano del nacido falleció antes de cumplir los 5 años***, ha sido considerada como la variable familiar de mayor potencial explicativo (Das Gupta, 1990 y 1997). Para poder contar con el conjunto de nacimientos, se consideran tres categorías: Sin hermanos fallecidos (categoría de referencia), algún hermano fallecido e hijos únicos.

En el análisis que sigue, primero llevaremos a cabo una descripción de la mortalidad infantil desde una perspectiva familiar estableciendo diferentes indicadores estadísticos. Posteriormente, abordaremos un análisis de los efectos que tienen diferentes variables de carácter individual y familiar sobre la mortalidad infantil mediante la elaboración de modelos con técnicas estadísticas multivariantes:

- a) un modelo saturado que integra todas las variables mencionadas anteriormente en la explicación del conjunto de la mortalidad 0-4 años, primer año de vida y 1-4 años;
- b) un modelo temporal en el que se seleccionan los efectos de las variables, en cada uno de los siglos;
- c) un último modelo selecciona cada una de las categorías socioprofesionales y examina la incidencia del resto de variables.

Los modelos (b) y (c) consideran sólo el conjunto de la mortalidad 0-4 años.

Resultados

La mortalidad infantil en el seno de las familias

En el gráfico 2, se han representado la mortalidad de las familias de Sant Pere de Riudebitlles en períodos de cincuenta años a partir de los cocientes de mortalidad $1q_0$, $4q_1$ y $5q_0$. En el eje de abscisas se representa el cociente de mortalidad y en el de las ordenadas la proporción de familias que tienen dicho cociente. En el cuadro 3 se ofrecen los indicadores con una dimensión de 20 años.

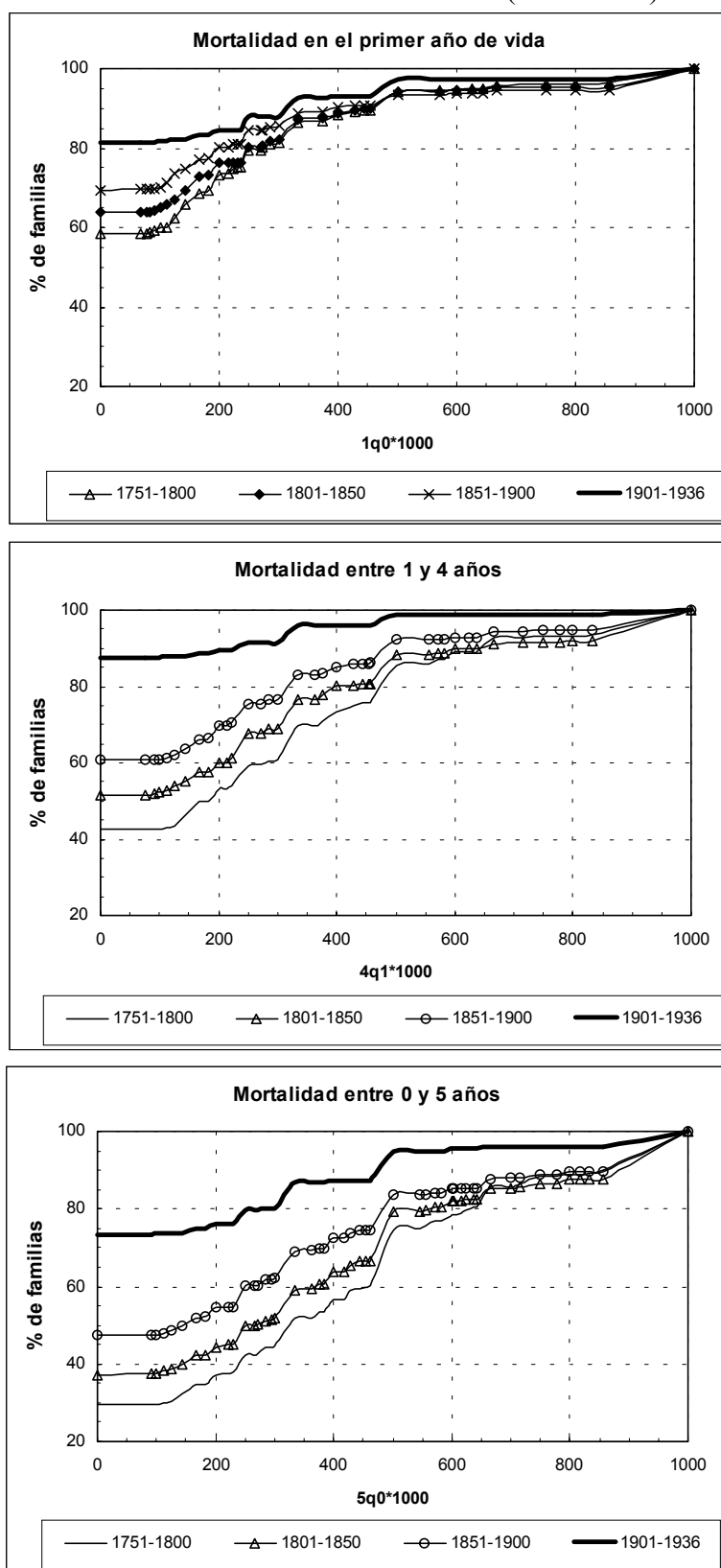
Entre 1751 y 1800, menos del 60% de las familias de Sant Pere escapaban a la pérdida de un hijo durante el primer año de vida, proporción que aumenta por encima del 80% entre 1901-1935. Como puede observarse en el gráfico, la proporción de familias que escapaban a la mortalidad creció a un ritmo constante entre 1751 y 1900, acelerándose considerablemente entre 1901 y 1935 (ver también 2 últimas columnas del cuadro 3).

Cuadro 3: Indicadores familiares de la mortalidad infantil en Sant Pere de Riudebittles (1701-1935).

Período	n	$1q_0$	sd	cv	% familias $1q_0=0$	% familias $1q_0=1000$
1701-1720	92	90	212	235,1	78,3	3,3
1721-1740	112	88	152	173,6	68,8	0,0
1741-1760	140	131	208	158,8	58,6	2,1
1761-1780	169	151	238	157,4	59,2	3,0
1781-1800	269	147	245	166,8	59,1	4,5
1801-1820	309	135	256	189,8	67,6	5,5
1821-1840	338	135	241	178,1	63,0	4,1
1841-1860	394	143	234	163,8	60,2	3,6
1861-1880	394	121	255	210,8	69,8	5,8
1881-1900	357	120	260	217,4	74,2	5,9
1901-1920	313	98	222	227,0	77,3	3,5
1921-1935	223	52	159	303,8	87,0	1,3
Período	n	$4q_1$	sd	cv	% familias $4q_1=0$	% familias $4q_1=1000$
1701-1720	89	148	258	173,6	66,3	4,5
1721-1740	112	155	236	152,1	58,0	3,6
1741-1760	137	231	281	121,7	46,7	5,1
1761-1780	164	252	285	113,3	42,1	6,1
1781-1800	257	254	292	115,1	43,2	6,6
1801-1820	292	233	313	134,1	51,7	8,9
1821-1840	324	232	305	131,3	49,4	8,6
1841-1860	380	176	265	150,8	54,7	5,8
1861-1880	371	196	285	145,3	56,1	6,5
1881-1900	336	131	244	186,0	69,6	3,9
1901-1920	302	61	172	280,3	84,8	1,7
1921-1935	220	35	133	375,7	91,4	0,9

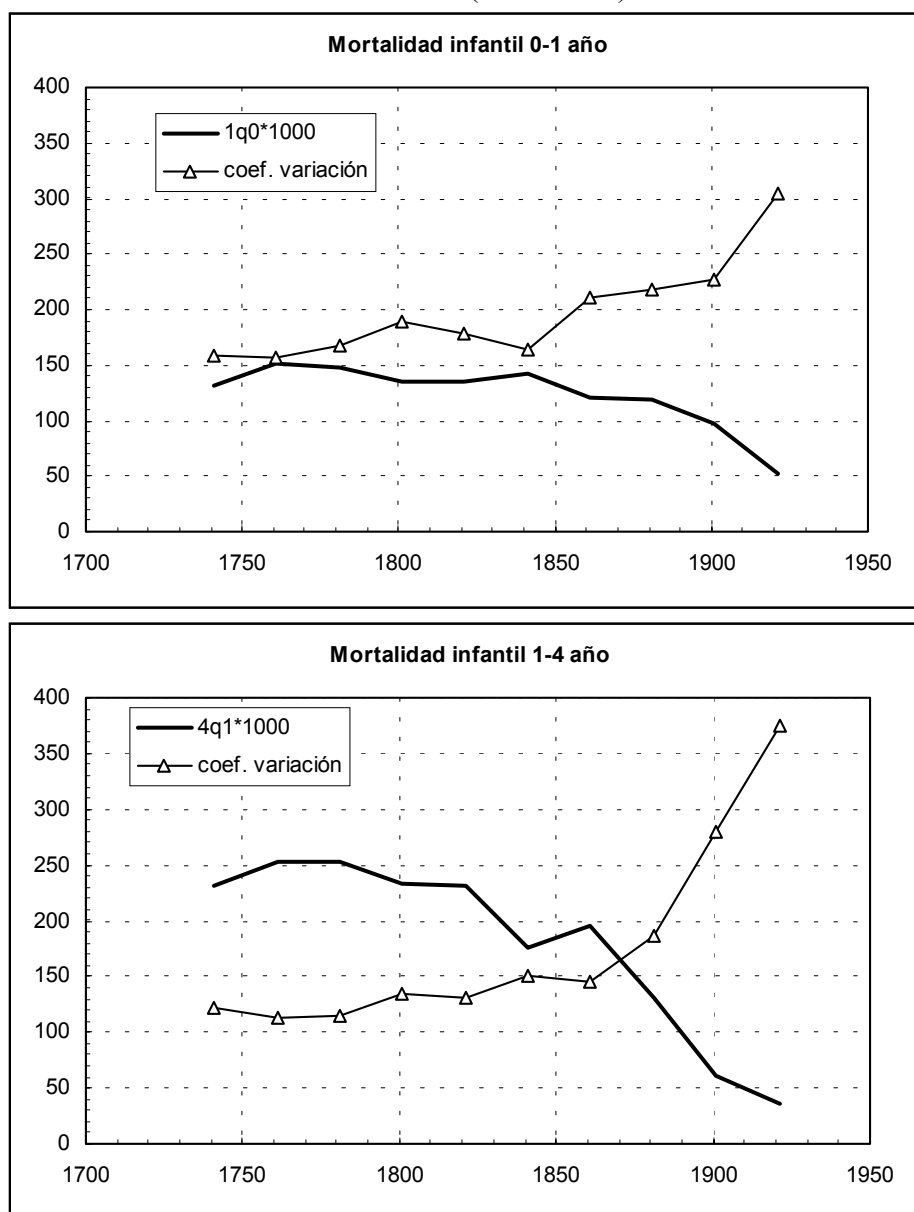
Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de (Torrents, 1993).

Gráfico 2: Dimensión familiar de los cocientes de mortalidad infantil en St. Pere de Riudebitlles (1751-1935)



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de (Torrents, 1993).

Gráfico3: Intensidad y heterogeneidad de la mortalidad infantil en St. Pere de Riudebitlles (1741-1935).



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de (Torrents, 1993).

La mortalidad entre 1 y 4 años seguía las pautas del modelo mediterráneo. En la segunda mitad del siglo XVIII era frecuente en las familias perder algún hijo en el tramo de edad citado, en una proporción del 58% (42% de familias sin ningún fallecido). El porcentaje de familias con esta característica crece hasta casi el 90% entre 1901 y 1935. El segundo gráfico permite observar una evolución diferente entre la mortalidad 1-4 años con respecto a la mortalidad del primer año de vida. Los datos indican que las ganancias se repartieron de forma más gradual a lo largo de los 150 años anteriores al siglo XX, a diferencia de la mortalidad del primer año de vida, que

presenta unas líneas más agrupadas. No obstante, sigue siendo más importante las ganancias efectuadas a lo largo del primer tercio del siglo XX.

En el gráfico 3 y cuadro 3 se puede observar como la disminución de la mortalidad infantil en Sant Pere de Riudebitlles dispone una situación homogénea en las familias hasta 1850 (el coeficiente de variación no fluctúa, columna cv del cuadro 3) tanto en la mortalidad del primer año de vida como entre 1-4 años. A partir de 1850, se produce una reducción de la intensidad de ambos cocientes que va acompañada de un aumento en el coeficiente de variación. Este resultado indica un crecimiento de las disparidades entre la mortalidad de las familias, en las que un conjunto de unidades familiares tenía baja mortalidad y otro la conservaba elevada. De esto se deduce que la transición de la mortalidad infantil no fue un proceso homogéneo. En próximos trabajos intentaremos perfilar mediante técnicas de análisis discriminante qué colectivos fueron éstos.

Un modelo explicativo de la mortalidad infantil

Antes de presentar los resultados de nuestro análisis estadístico multivariable, se ofrecen en el cuadro 4 los cocientes de mortalidad infantil sin tener en cuenta los efectos de confusión de las variables del modelo. Estos efectos se anulan mediante la estandarización múltiple que representa la regresión logística.

A modo de síntesis podemos afirmar lo siguiente:

- a) el período de observación tiene un efecto positivo sobre la mortalidad infantil.
- b) No se encuentra diferencias importantes cuando se considera el sexo del nacido.
- c) La mortalidad más elevada corresponde a los niños nacidos en invierno.
- d) El orden de nacimiento tiene un efecto negativo sobre la mortalidad infantil.
- e) Otros oficios del campo y profesiones acomodadas presentan cocientes de mortalidad infantil inferiores a los de los payeses.
- f) El status migratorio de los padres influye en la mortalidad. Los padres forasteros tienen un efecto negativo sobre ésta.
- g) La defunción de la madre del niño antes de cumplir los cinco años tiene un efecto muy negativo sobre las posibilidades de supervivencia del niño.
- h) La muerte de un hermano antes de los cinco años supone un incremento muy significativo de las posibilidades de morir del nacido.

Cuadro 4: Mortalidad infantil según diferentes características individuales y familiares.

Variable	Descripción de la variable	I ₀		I ₁		Mort.0-4		Mort. 0		Mort. 1-4	
		n	%	n	%	₅ d ₀	₅ q ₀	₁ d ₀	₁ q ₀	₄ d ₁	₄ q ₁
SIGLO	Período de observación										
	1701-1800	2.990	27,8	2.538	28,6	1.130	377,9	452	151,2	678	267,1
	1801-1900	6.503	60,4	5.626	60,4	2.023	311,1	877	134,9	1.146	203,7
	1901-1935	1.269	11,8	1.165	11,1	169	133,2	104	82,0	65	55,8
SEXO	Sexo del nacido										
	Hombres	5.540	51,5	4.798	51,4	1.722	310,8	742	133,9	980	204,3
	Mujeres	5.222	48,5	4.531	48,6	1.600	306,4	691	132,3	909	200,6
ESTNAC	Estación de nacimiento										
	Invierno	3.397	31,6	2.975	29,9	1.148	337,9	422	124,2	726	244,0
	Primavera	2.449	22,8	2.156	23,4	737	300,9	293	119,6	444	205,9
	Verano	2.155	20,0	1.825	20,8	653	303,0	330	153,1	323	177,0
	Otoño	2.761	25,7	2.373	25,9	784	284,0	388	140,5	396	166,9
RANGO	Orden de nacimiento										
	1	3.145	29,2	2.756	21,0	884	281,1	389	123,7	495	179,6
	2	2.052	19,1	1.797	21,2	617	300,7	255	124,3	362	201,4
	3	1.564	14,5	1.366	16,2	462	295,4	198	126,6	264	193,3
	Cuarto orden o superior	4.001	37,2	3.410	41,6	1.359	339,7	591	147,7	768	225,2
CATPROF	Categoría socioprofesional del padre										
	Payés	4.580	42,6	3.953	44,7	1.460	318,8	627	136,9	833	210,7
	Otros oficios del campo	772	7,2	687	7,1	154	199,5	85	110,1	69	100,4
	Fabricación de papel	2.430	22,6	2.095	24,0	793	326,3	335	137,9	458	218,6
	Artesanos	265	2,5	231	2,6	83	313,2	34	128,3	49	212,1
	Otro oficios y desconocidos	1.955	18,2	1.693	14,5	601	307,4	262	134,0	339	200,2
	Profesiones acomodadas	760	7,1	670	7,1	231	303,9	90	118,4	141	210,4
STATUMIG	Lugar de nacimiento de los padres										
	Los dos padres de SPR	2.955	27,5	2.578	29,7	862	291,7	377	127,6	485	188,1
	Padre o madre nacido en SPR	4.321	40,2	3.738	43,0	1.345	311,3	583	134,9	762	203,9
	Los dos padres nacidos fuera de SPR	3.486	32,4	3.013	27,2	1.115	319,9	473	135,7	642	213,1
SITMADRE	Madre viva o muerta antes de los 5 años										
	Madre viva a los 5 años	10.297	95,7	8.970	95,8	3.106	301,6	1.327	128,9	1.779	198,3
	Madre muerta a los 5 años	465	4,3	359	4,2	216	464,5	106	228,0	110	306,4
CLMORT	Otro hermano fallecido < de 5 años										
	Ningún hermano fallecido antes de los 5 años	4.452	41,4	4.207	41,4	596	133,9	245	55,0	351	83,4
	Algún hermano fallecido antes de los 5 años	5.175	48,1	4.118	48,1	2.446	472,7	1.057	204,3	1.389	337,3
	Hijos únicos	1.135	10,5	1.004	10,5	280	246,7	131	115,4	149	148,4
		10.762	100,0	9.329	100,0	3.322	308,7	1.433	133,2	1.889	202,5

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de (Torrents, 1993).

En el cuadro 5 se presentan los resultados del modelo general. Las odds ratio de cada categoría están controladas por el resto de variables.

La variable período de observación muestra una reducción significativa en los modelos de mortalidad 0-4 y 1-4 años, no siendo significativa en el modelo de mortalidad durante el primer año de vida.

Aunque las mujeres presentan una mortalidad infantil ligeramente inferior a la de los hombres, las odds ratio muestran que estas diferencias no son significativas estadísticamente.

En la estación de nacimiento, se observa una mayor mortalidad de 0-4 y 1-4 años entre los nacidos en invierno, siendo un 28% inferior entre los nacidos en otoño. No encontramos, por el momento una explicación de este efecto que es muy significativo

aunque pueda deberse a prácticas de lactancia. Por el contrario, la mortalidad en el primer año de vida presenta un nivel más elevado entre los nacidos en verano (25% por encima de los nacidos en invierno). Este resultado no se aleja de la pauta de mortalidad en dichas edades.

Cuadro 5: Regresión logística de la mortalidad infantil y posinfantil. St. Pere de Riudebitlles (1701-1935). Modelo I (Modelo saturado según diferentes edades).

	5q0	1q0	4q1
	Exp (b)	Exp (b)	Exp (b)
Período de observación			
(1701-1800)			
1801-1900	0,88**	1,01	0,82****
1901-1935	0,61****	1,07	0,39****
Sexo del nacido			
(Hombres)			
Mujeres	0,96	0,98	0,95
Estación de nacimiento			
(Invierno)			
Primavera	0,82****	0,96	0,77****
Verano	0,79****	1,25***	0,62****
Otoño	0,72****	1,13	0,58****
Orden de nacimiento			
(1)			
2	0,98	0,94	1,02
3	0,76****	0,82*	0,77***
Cuarto orden o superior	0,63****	0,73****	0,64****
Categoría socioprofesional del padre			
(Payés)			
Otros oficios del campo	0,84*	1,07	0,71**
Fabricación de papel	1,04	1,02	1,05
Artesanos	1,02	0,97	1,05
Otro oficios y desconocidos	1,17**	1,14	1,16**
Profesiones acomodadas	0,94	0,87	0,99
Lugar de nacimiento de los padres			
(Los dos padres de SPR)			
Padre o madre nacido en SPR	1,08	1,07	1,07
Los dos padres nacidos fuera de SPR	1,31****	1,22**	1,31****
Madre viva o muerta antes que el niño cumpla 5 años			
(Madre viva a los 5 años)			
Madre muerta a los 5 años	2,57****	2,34****	2,24****
Otro fallecido en la familia menor de 5 años			
(Niños sin ningún hermano fallecido antes de los 5 años)			
Niños con un hermano fallecido antes de los 5 años	6,38****	4,94****	5,82****
Hijos únicos	1,47****	1,78****	1,30**
Constante (no exp)	-1,537****	-2,962****	-1,854****
R ² de Cox y Snell	0,14	0,05	0,11
R ² de Nagelkerke	0,20	0,10	0,18
Pseudo R ²	0,13	0,05	0,11
-2 log de la verosimilitud	11.688,60	7.870,23	8.277,95
Chi-cuadrado	1.614,08	574,45	1.122,52
Grados de libertad	19	19	19
Número de casos	10.762	10.762	9.329

(a) Significativo.: *p<0.1 **p<0.05; ***p<0.01; ****p<0.001

(b) Entre paréntesis, categorías omitidas

El orden o rango de nacimiento presenta un efecto interesante y complejo. Cuando se considera ésta sin ser controlada por otras variables se observa entonces una relación lineal positiva con la mortalidad infantil: es decir, al aumentar el rango del nacido crece la probabilidad de morir del nacido (ver cuadro 4). Por el contrario, en el modelo saturado disminuye la mortalidad infantil cuando aumenta el orden de nacimiento. La explicación se encuentra en la interacción con otra variable que se considera más adelante, la ausencia de mortalidad de niños en la familia. El resultado parece reforzar la idea de una selección natural de los nacidos. En las familias en las que no existen defunciones de menores es más fácil que se alcancen ordenes elevados de nacimiento. Este efecto se mantiene en los tres modelos considerados en el cuadro 5.

La categoría socioprofesional del padre presenta, en la actualidad, resultados poco concluyentes. Sólo existen dos categorías con niveles de mortalidad significativamente diferentes del de referencia (payés): Otros oficios del campo, con una mortalidad infantil un 29% más baja entre las edades 1-4 años, y el cajón de sastre de los *otros oficios y desconocidos* (17% superior). Una interpretación de la mayor mortalidad de los payeses radica en la elevada inversión de trabajo de las familias entre los meses de junio-septiembre que podría comportar una menor dedicación al cuidado de los hijos. Tener un padre de profesiones acomodadas suponía una menor intensidad de mortalidad. No obstante, este resultado no es significativo por el escaso número de observaciones.

El lugar de nacimiento de los padres tiene un efecto negativo en la supervivencia de los hijos. Cuando los dos padres nacen fuera de Sant Pere la probabilidad de morir de los niños durante los cinco primeros años de vida crece un 31%, y un 22% durante el primer año de vida. Este resultado muestra la importancia de las redes familiares a la hora de proveer cuidados a los hijos de familiares.

Cuando la madre del niño moría antes de que este hubiera cumplido los 5 años, la probabilidad de supervivencia de este se reducía a menos de la mitad. Esta es una variable muy importante. Estos resultados abundan en los recientemente publicados por Reher (Reher y González Quiñones, 2003).

La variable más explicativa en nuestro modelo es la ausencia o existencia de hermanos del nacido fallecidos antes de los 5 años. Se consideran tres categorías. Tener un

hermano fallecido aumenta seis veces la probabilidad de morir con relación a los que no tienen ningún hermano fallecido. Siendo la de los hijos únicos superior en un 47% entre los 0-4 años, un 78% en el primer año de vida y un 30% entre los 1-4 años. Este último resultado abunda en la interpretación de una selección de la mortalidad infantil en el seno de las familias.

El modelo saturado tiene un ajuste medio-bajo con valores de la Pseudo- R^2 de 0,13. Es muy posible que la inclusión de nuevas variables proporcione en el futuro un mejor ajuste.

El segundo modelo (ver cuadro 6) analiza la interacción de las variables seleccionadas con el período temporal en el conjunto de la mortalidad infantil entre 0 y 4 años.

La variable sexo aparece significativa en el siglo XVIII. Las niñas tenían una probabilidad un 14% más baja que los niños de morir durante los cinco primeros años de vida. En los siglos XIX y XX no existen diferencias.

La estación de nacimiento muestra una interacción con el período de observación. En los siglos XVIII y XIX nacer en otoño disminuía la probabilidad de morir entre un 34 y un 27%. En el siglo XIX las diferencias disminuyen, y en el siglo XX ya no son significativas.

El orden de nacimiento sigue las pautas establecidas en el cuadro 5. Aumentar el rango disminuye la probabilidad de morir. Hay que recordar la interacción antes mencionada.

En el siglo XVIII, los niños cuyos padres ejercían oficios del campo diferentes del de payés tenían una probabilidad de morir la mitad de los que tenían como padre un payés. El resto de categorías, con la excepción de otros oficios, con una mortalidad un 17% superior, no muestra diferencias estadísticas significativas aunque los valores de las odds-ratio sean en el caso de las profesiones acomodadas sean sensiblemente inferiores, un 21% por debajo de los payeses.

Tener los dos padres de Sant Pere disminuía la mortalidad infantil en los siglos XVIII y XIX, diferencia que se acentúa en el siglo XX. Estos valores aumentan cuando se trata de la supervivencia de la madre. Si un niño nacido en el siglo XVIII había perdido su

madre cuando este había cumplido los cinco años, tenía 2,35 veces más probabilidad de morir que aquél que tenía la madre viva a dicha edad, este valor crece a lo largo del siglo XIX, siendo de 3,45 en el siglo XX. Los resultados parecen indicar que la pérdida de las madres tenían, comparativamente, efectos más elevados en el siglo XX que en períodos anteriores.

Cuadro 6: Regresión logística de la mortalidad infantil (0-4 años). St. Pere de Riudebitlles (1701-1935). Modelo II (Según diferentes períodos temporales).

	Siglo XVIII	Siglo XIX	Siglo XX
	Exp (b)	Exp (b)	Exp (b)
Sexo del nacido			
(Hombres)			
Mujeres	0,86*	1,01	1,00
Estación de nacimiento			
(Invierno)			
Primavera	0,76**	0,84**	1,07
Verano	0,72***	0,83**	0,85
Otoño	0,66****	0,73****	1,08
Orden de nacimiento			
(1)			
2	1,16	0,94	0,67
3	0,98	0,69****	0,57*
Cuarto orden o superior	0,72***	0,63****	0,31****
Categoría socioprofesional del padre			
(Payés)			
Otros oficios del campo	0,52**	0,88	1,01
Fabricación de papel	0,97	1,09	0,91
Artesanos	1,14	1,05	0,60
Otro oficios y desconocidos	1,10	1,17**	1,42
Profesiones acomodadas	1,03	0,90	0,79
Lugar de nacimiento de los padres			
(Los dos padres de SPR)			
Padre o madre nacido en SPR	1,16	1,02	1,72**
Los dos padres nacidos fuera de SPR	1,37***	1,28****	1,58*
Madre viva o muerta antes que el niño cumpla 5 años			
(Madre viva a los 5 años)			
Madre muerta a los 5 años	2,35****	2,66****	3,45****
Otro fallecido en la familia menor de 5 años			
(Niños sin ningún hermano fallecido antes de los 5 años)			
Niños con un hermano fallecido antes de los 5 años	5,67****	6,44****	15,36****
Hijos únicos	1,12	1,86****	0,52**
Constante (no exp)	-1,462****	-1,703****	-2,337****
R ² de Cox y Snell	0,12	0,12	0,11
R ² de Nagelkerke	0,17	0,18	0,20
Pseudo R ²	0,12	0,12	0,11
-2 log de la verosimilitud	3576,16	7199,61	846,73
Chi-cuadrado	388,82	863,69	149,13
Grados de libertad	17	17	17
Número de casos	2.990	6.503	1.269

(a) Significativo.: *p<0.1 **p<0.05; ***p<0.01; ****p<0.001

(b) Entre paréntesis, categorías omitidas.

Cuando se considera el período, la mortalidad en el seno de la familia adquiere una gran importancia. En el siglo XVIII, los hijos únicos, bastante escasos, tenían una mortalidad

infantil que no difería substancialmente de los nacidos cuyos hermanos habían traspasado la meta de los 5 años con vida. Por el contrario, la mortalidad de los niños que tenían un hermano fallecido en dichas edades aumentaba 5,67 veces. En el siglo XIX, estas diferencias crecían y eran ya significativas para los hijos únicos. Por el contrario, en el siglo XX, las familias con hijos únicos tenían una mortalidad infantil más baja, aunque los que disponían de un hermano fallecido veían crecer sus probabilidades comparativas con los nacidos sin hermanos muertos hasta 15,36 veces. Los resultados que hemos comentado apuntan a la existencia de una selección de la mortalidad infantil vía las familias, que refuerza la hipótesis darwiniana. de una fuerte selección de los nacidos en familias con una elevada mortalidad.

En el cuadro 7 se consideran las interacciones de las categorías profesionales con el resto de variables.

Con la excepción de los nacidos cuyos padres ejercían oficios del campo diferentes al de payés, el resto de categorías muestra una disminución de la mortalidad infantil que es más significativa en el siglo XX.

El sexo de los nacidos no incidía de forma significativa en la mortalidad infantil de ninguna categoría socioprofesional.

Todas las categorías muestran, con distinta incidencia, una mortalidad más elevada entre los nacidos en invierno. La incidencia del orden de nacimiento sigue las pautas señaladas en los cuadros 5 y 6.

Aunque el lugar de nacimiento de los padres sigue las mismas pautas anteriormente descritas, sólo son estadísticamente significativos los resultados correspondientes a payeses y oficios diversos.

La supervivencia de la madre presenta entre las categorías socioprofesionales del padre resultados que refuerzan los obtenidos con anterioridad. No obstante, los efectos son dispares y, por ello, interesantes. Los efectos más elevados se encuentran entre los oficios del resto del campo y los diversos (por encima de 3,5 veces de aquéllos niños cuyas madres no murieron). El efecto más bajo se da entre las profesiones acomodadas.

Cuadro 7: Regresión logística de la mortalidad infantil 0-4 años. St. Pere de Riudebitlles (1701-1935). Modelo III (Según categorías profesionales)

	Payés	Resto del campo	Fabricación de papel	Artesanos	Oficios diversos	Prof. acomodadas
	Exp (b)	Exp (b)	Exp (b)	Exp (b)	Exp (b)	Exp (b)
Período de observación						
(1701-1800)						
1801-1900	0,83**	1,50	0,91	0,71	1,01	0,71*
1901-1935	0,62***	1,21	0,56**	0,31*	0,59**	0,36**
Sexo del nacido						
(Hombres)						
Mujeres	0,94	1,18	0,91	0,83	1,03	0,96
Estación de nacimiento						
(Invierno)						
Primavera	0,86	0,60*	0,98	1,00	0,62***	0,91
Verano	0,84*	0,79	0,77*	0,67	0,72**	0,87
Otoño	0,73***	0,64*	0,84	0,80	0,56****	0,85
Orden de nacimiento						
(1)						
2	0,96	0,69	1,22	1,53	0,79	0,95
3	0,78**	0,73	0,80	0,61	0,71	0,85
Cuarto orden o superior	0,64****	0,56**	0,68***	0,91	0,53****	0,64*
Lugar de nacimiento de los padres						
(Los dos padres de SPR)						
Padre o madre nacido en SPR	1,08	1,22	1,03	1,42	1,26	1,02
Los dos padres nacidos fuera de SPR	1,28***	1,12	1,20	2,20	1,77****	1,23
Madre viva o muerta antes que el niño cumpla 5 años						
(Madre viva a los 5 años)						
Madre muerta a los 5 años	2,64****	3,71***	2,47****	1,83	3,47****	1,80*
Otro fallecido en la familia menor de 5 años						
(Niños sin ningún hermano fallecido antes de los 5 años)						
Niños con un hermano fallecido antes de los 5 años	6,28****	6,78****	6,63****	4,38****	8,15****	4,55****
Hijos únicos	1,28	1,08	1,23	1,09	1,54**	1,64
Constante (no exp)	-1,500****	-2,115****	-1,620****	-1,556**	-1,646****	-1,296****
R ² de Cox y Snell	0,14	0,13	0,14	0,14	0,15	0,11
R ² de Nagelkerke	0,20	0,20	0,20	0,20	0,21	0,16
Pseudo R ²	0,13	0,12	0,13	0,13	0,14	0,11
-2 log de la verosimilitud	5.041,37	667,33	2.694,23	288,96	2.100,72	841,71
Chi-cuadrado	692,28	104,18	375,12	40,51	311,82	91,83
Grados de libertad	14	14	14	14	14	14
Número de casos	4.580	772	2.430	265	1.955	760

(a) Significativo.: *p<0.1 **p<0.05; ***p<0.01; ****p<0.001

(b) Entre paréntesis, categorías omitidas.

Conclusiones

Resumimos de forma muy breve las conclusiones y propuestas futuras de investigación.

Los resultados que aquí se presentan son preliminares. No obstante, los métodos empleados permiten su comparación con otros obtenidos a escala nacional e internacional, esta es una de las ventajas de la aplicación de métodos multivariantes.

Las dos ópticas de análisis propuestas: la mortalidad infantil de las familias y los modelos explicativos son novedosos en el contexto español y reivindican una nueva manera de interrogar las reconstrucciones de familias, huyendo de la simple construcción de indicadores demográficos y poniendo un mayor énfasis en la explicación de las diferencias de mortalidad.

Entre los resultados más destacados de nuestro análisis se encuentran: el papel que desempeñan la mortalidad de los hermanos (*cluster death*) como indicativo de la concentración de la mortalidad en algunas familias; el efecto destacado de la supervivencia de las madres como freno a la mortalidad o en su defecto como potenciador de ésta y el apoyo de las redes familiares como factor reductor de la mortalidad, tal como se deduce del efecto medido por el status migratorio. Las categorías socioprofesionales deberán, no obstante, mejorar su definición, y probablemente aumentar el tamaño de la muestra. Es muy probable que contextos con un mayor contraste social puedan aportar mejores medidas de las diferencias sociales de la mortalidad infantil.

En próximos trabajos, queremos mejorar la capacidad predictiva del modelo mediante la incorporación de nuevas variables, procedentes tanto de la reconstrucción de familias (intervalo intergenésico, supervivencia del padre, causa de la muerte) como de los padrones de población (tamaño y estructura de la familia, intensidad del trabajo de población, nivel educativo y duración de residencia), estos últimos datos se circunscriben a los siglos XIX y XX.

Por último, dos futuros desarrollos implican nuevas metodologías: por una parte, pretendemos localizar las familias de mayor y menor mortalidad aplicando técnicas clasificatorias (cluster) y de análisis discriminante (cluster) y desarrollar el análisis de biografías (event history analysis) aplicado a la mortalidad infantil. Este último permitiría integrar efectos temporales importante como el mes en que se produce la muerte o el comportamiento con respecto a ésta tanto de los hermanos y padres del niño a la vez que permitiría controlar que pasaba en el resto de familias. Este último aspecto es especialmente pertinente cuando se registra una crisis de mortalidad.

Bibliografía

- ARBAIZA, Mercedes, 1995, "El impacto de la urbanización sobre las condiciones de vida y la transición de la mortalidad infantil en Vizcaya (1877-1930)", Comunicación presentada en el IV Congreso de la ADEH, Bilbao/Donostia
- ARBELO CURBELO, Antonio, 1962, *La mortalidad de la infancia en España, 1901-1950*, CSIC, Dirección General de Sanidad.
- BERNABEU MESTRE, Josep y LÓPEZ PIÑERO, José María, 1987, "Condicionantes de la mortalidad entre 1800 y 1930: higiene, salud y medio ambiente", *Boletín de la Asociación de Demografía Histórica*, V, nº 2, pp. 70-79
- BERNAT MARTÍ, Joan Serafí; BADENES, Miquel Angel, 1988, "Cronología, intensidad y extensión de las crisis demográficas en el País Valencià", *Estudis Sobre la Població del País Valencià*, I: 537-577
- BOULANGER, Paul Marie; TABUTIN, Dominique, eds, 1980, *La mortalité des enfants dans le monde et dans l'histoire*, Ordina editions, Bélgica.
- BOURGEOIS-PICHAT, 1951, "La mesure de la mortalité infantile. Principes et méthodes", *Population*, 3:233-248.
- BRÄNDTRÖM, Anders, 1993, "Infant mortality in Sweden, 1750-1950. Past and present research into its decline" en CORSINI, C.; VIAZZO, P.P., Eds., *The decline of infant mortality in Europe, 1800-1950. Four national case studies*, Unicef/istituto degli Innocenti, Florencia, pp 18-34.
- BRESCHI, Marco; LIVI BACCI, Massimo, 1986, "Saison et climat comme contraintes de la survie des enfants. L'expérience italienne au XIXe siècle", *Population*, 41, 1: 9-36.
- BRESCHI, Marco; LIVI BACCI, Massimo, 1992, "Month of birth as a factor of children's survival", Seminario: Child and Infant Mortality in the Past, Montreal.
- CAMPBELL, Cameron Y LEE, James Z. 1996, "A death in the family: Household structure and mortality in rural Liaoning: Life-event and time-series analysis, 1792-1867", *The History of the Family*, 1, pp. 297-328.
- COHEN AMSELEM, Arón, 1996, "La mortalidad de los niños", en Borrás Llop, JM. Dir, *Historia de la infancia en la España contemporánea, 1834-1936*, Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales/Fundación Germán Sánchez Ruipérez, Madrid, pp109-148.
- CORSINI, Carlo; VIAZZO, Pier-Paolo, 1993, "The historical decline of infant mortality: An overview" en CORSINI, C.; VIAZZO, P.P., Eds., *The decline of infant mortality in Europe, 1800-1950. Four national case studies*, Unicef/istituto degli Innocenti, Florencia, pp 9-17.
- CURTIS, Siân L.; DIAMOND, Ian y McDONALD, John W. 1993, "Birth Interval and Family Effects on Postneonatal Mortality in Brazil", *Demography*, vol. 30, nº 1, pp. 33-43
- DAS GUPTA, Monica 1990, "Death Clustering, Mother's Education and the Determinants of Child Mortality in Rural Punjab, India", *Population Studies*, vol. 44, nº 3, pp. 489-405
- DAS GUPTA, Monica 1997, "Socio-Economic Status and Clustering of Child Deaths in Rural Punjab", *Population Studies*, vol. 51, nº 2, pp. 191-202
- DEROSAS, Renzo, 2002, "Fatherless families in nineteenth-century Venice", in R. Derosas and M. Oris (eds.) *When Dad Died. Individuals and Families Coping with Distress in Past Societies*, Bern: Peter Lang, pp. 433-464.

- DOPICO, Fausto, 1985, "Desarrollo económico y social y mortalidad infantil. Diferencias regionales (1900-1950)" en *Crisis, Autonomías y Desarrollo regional*, IX Reunión de Estudios Regionales, Asociación Española de Ciencia Regional y Asociación Galega de Ciencia Rexional, Universidad de Santiago de Compostela.
- DOPICO, Fausto y REHER, David S., 1998, El declive de la mortalidad en España, 1860-1930, Colección 'Monografías ADEH', Zaragoza, Prensas Universitarias de Zaragoza.
- GARCÍA SANZ MARCOTEGUI, Ángel; GUERRERO MARTÍNEZ, Anna, 1991, "El inicio de la transición de la mortalidad infantil en el País Vasco-Navarro" en Livi Bacci, M., coord. *Modelos regionales de la transición demográfica en España y Portugal*, Actas del III Congreso de la ADEH, Alicante 1990, vol 2, Instituto Gil-Albert Alicante.
- GÓMEZ REDONDO, Rosa, 1989, *La transición de la mortalidad infantil en España*, Tesis doctoral, Facultad de Ciencias Políticas y Sociología, Universidad Complutense de Madrid.
- GÓMEZ REDONDO, Rosa, 1992, *La mortalidad infantil española en el siglo XX*, Centro de Investigaciones Sociológicas, Siglo XXI, Madrid
- HAMMEL, Eugene A. y GULLICKSON, Aaron 2003, "Maternal mortality on the Croatian-Bosnian border 1700-1900", *Comunicación presentada en Annual Meeting of Population Association of America*, Minneapolis, 1-3 de mayo de 2003
- HOBcraft, J.N.; McDONALD, J.W. y RUTSTEIN, S.O., 1984, "Socio-economic Factors in Infant and Child Mortality: A Cross-national Comparison", *Population Studies*, 38, pp. 193-223
- HOBcraft, J.N.; McDONALD, J.W. y RUTSTEIN, S.O. 1985, "Demographic Determinants of Infant and Early Child Mortality: A Comparative Analysis", *Population Studies*, 39, pp. 363-385
- HOSMER, David W. y LEMESHOW, Stanley 2000, *Applied Logistic Regression*, New York, John Wiley
- JOVELL, Albert J. 1995, *Análisis de regresión logística*, CIS, Colección Cuadernos Metodológicos nº 15, Madrid
- KNODEL, John 1988, "Two centuries of infant, child and maternal mortality in German village populations" en BRÄNDSTRÖM, A.; TEDEBRAND, LG, eds., *Society health and population during the demographic transition*, Almqvist&Wiksell, Estocolmo, pp 21-45.
- LOUDON, Irvine 1992, *Death in childbirth. An international study of maternal care and maternal mortality, 1800-1950*, Clarendon Press, Oxford.
- MADURELL MARIMON, Josep Maria 1972, *El paper a les terres catalanes: Contribució a la seva història*, 2 vols., Barcelona, Fundació Salvador Vives i Casajuana.
- MASUY-STROOBANT, Godelieve 1983, *Les determinants individuels et regionaux de la mortalité infantile. La Belgique d'hier et d'aujourd'hui*, Ciaco Editeur, Lovaina
- NADAL OLLER, Jordi, 1992, *Bautismos, desposorios y entierros. Estudios de historia demográfica*, Ariel, Barcelona.
- OMRAN, Abdel R., 1971, "The epidemiologic transition. A theory of the epidemiology of population change", *Milbank Men. Fund. Quaterly*, 49:509-538.
- PASCUA, Marcelino, 1934, *La mortalidad infantil en España*, Departamento de Estadísticas Sanitarias de la Dirección General de Sanidad, Madrid
- PÉREZ MOREDA, Vicente, 1980, *Las crisis de mortalidad en la España interior (siglos XVI-XIX)*, Siglo XXI, Madrid.

- PRESTON, Samuel H; HAINES, Michael R, 1991, *Fatal years. Child mortality in late nineteenth-century America*, Princeton University Press, Princeton.
- RECAÑO, Joaquín 1995, “Les primeres fases de la transició demogràfica al Baix Llobregat i a l’Hospitalet (1787-1936)”, en CALVO, Angel (ed) *El pas de la societat agrària a industrial al Baix Llobregat*, Barcelona, Publicacions de l’Abadia de Montserrat, pp. 45-105
- REHER, David S. 1995, “Wasted investments: some economic implications of childhood mortality patterns”, *Population Studies*, 49: 519-536.
- REHER, David S. y GONZÁLEZ-QUINONES, Fernando 2003, Do parents really matter? Child health and development in Spain during the demographic transition, *Population Studies*, 57
- REHER, David S. y SANZ-GIMENO, Alberto 2000, “Mortality and economic development over the course of modernization: An analysis of short-run fluctuations in Spain, 1850-1990, *Population Studies*, 54, pp. 135-152
- REHER, David S.; GONZÁLEZ QUINONES, Fernando y SANZ GIMENO, Alberto 2001, “Procesos de modernización y trayectorias de vida. Propuesta para el análisis sociodemográfico a partir de datos locales en España”, comunicación presentada en el VI Congreso de la Asociación de Demografía Histórica, Castelo Branco (Portugal).
- REHER, David; PÉREZ MOREDA, Vicente; BERNABEU MESTRE, Josep, 1994, “Mortalidad infantil y juvenil en Madrid, Castilla la Mancha y País Valenciano. Resultados provisionales de un proyecto de investigación”, *Documentos de Trabajo*. 13, Instituto de Demografía (CSIC), Madrid.
- REHER, David; PÉREZ MOREDA, Vicente; BERNABEU MESTRE, Josep, en prensa, “Assessing change in historical contexts. Childhood mortality patterns in Spain during the demogrphic transition”, en VIAZZO, Pier Paolo, ed. *New perspectives on the decline of infant and child mortality*, Istituto degli Innocenti/UNICEF, Florencia, oo 35-56
- REID, Alice 2001, “Neonatal mortality and stillbirths in early twentieth century Derbyshire, England”, *Population Studies*, 55 , pp. 213-232
- REID, Alice 2002, “Infant feeding and post-neonatal mortality in Derbyshire, England, in the early twentieth century”, *Population Studies*, 56, pp. 151-166
- REVENGA, Ricardo, 1904, *La muerte en España. Estudio estadístico sobre la mortalidad*, Imprenta de la Prensa de Madrid, Madrid.
- RODRÍGUEZ OCAÑA, Esteban, 1995, “La construcción de la salud infantil. Ciencia, medicina y educación en la transición de la mortalidad en España”, IV Congreso de la ADEH, Bilbao/Donostia.
- SANZ GIMENO, Alberto, 1997, *La transición de la mortalidad infantil y juvenil en el Madrid rural, siglos XIX y XX*, Tesis Doctoral, Universidad Complutense de Madrid.
- SANZ GIMENO, Alberto; RAMIRO FARIÑAS, Diego, 1995, “Estructuras internas de la mortalidad de la infancia (0-4 años), en la España del siglo XX”, Comunicación presentada en el IV Congreso de la ADEH, Bilbao/Donostia.
- SEAR, Rebecca; STELLE, Fiona; MCGREGOR, Ian M. y MACE, Ruth 2002, “Kin and Child Mortality in Rural Gambia”, *Demography*, vol. 39, nº 1, pp. 43-63
- SONNINO, Eugenio; SCHIAVONI, Claudio, 1992, “La mortalité des enfants à Rome: structure par âge et par sexe, variations saisonnières et leurs transformations au XIXe siècle”, Seminario: *Child and Infant Mortality in the Past*, Montreal.
- TABUTIN, D. Eds., *La mortalité des enfants dans le monde et dans l’histoire*, Ordina Editions, Bélgica.

- TORRENTS, Àngels, 1993, *Transformacions demogràfiques en en municipi industrial català: Sant Pere de Riudebitlles, 1608-1935*, Tesi doctoral inèdita, Universitat de Barcelona.
- TORRENTS, Àngels, 1996, "La transición epidemiológica en el Cataluña rural: Sant Pere de Riudebitlles, 1880-1935", *Boletín de la Asociación de Demografía Histórica* (ADEH), XIV, 2: 173-200.
- VAN DE VALLE, Francine, 1986, "Infant mortality and the European demographic transition" en COALE, A.; WATKINS SC, *The decline of fertility in Europe*, Princeton University Press, Princeton.
- VAN POPPEL, Frans 2000, "Children in one-parent families: Survival as an indicator of the role of the parents", *Journal of Family History*, 25, 3, pp. 269-290.
- WARE, Helen 1984, "Effects of Maternal Education, Women's Roles, and Child Care on Child Mortality", *Population and Development Review*, vol. 10, pp. 191-214
- WILLIAMS, Naomi; GALLEY, Chris, 1995, "Urban rural differences in infant mortality in Victorian England", *Population Studies*, 49: 401-420.
- WOODS, Robert, 1996, "Ways of envisioning seasonality: The example of urban mortality", Third Innocenti Seminar of *The Decline of Infant and Child Mortality in Europe*, Istituto degli Innocenti, Florencia.
- WOODS, Robert; WILLIAMS, Naomi; GALLEY, Chris, 1993, "Infant mortality in England 1550-1950. Problems in the identification of long-term trends and geographical and social variations" en CORSINI, C.; VIAZZO, P.P., Eds., *The decline of infant mortality in Europe, 1800-1950. Four national case studies*, Unicef/istituto degli Innocenti, Florencia, pp 35-50.